



UNIVERSIDAD  
**COMPLUTENSE**  
MADRID

**FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS  
Y EMPRESARIALES**

**GRADO EN ECONOMÍA**

**ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN EN ESPAÑA, DINAMARCA Y JAPÓN  
Y ANÁLISIS DE PREVISIONES PARA EL CASO ESPAÑOL**

Autor: Esteban García Miralles  
Tutores: Lourdes Moreno Martín  
José Antonio Herce San Miguel

**Curso Académico 2012/2013**

**Fecha de Presentación  
24 de mayo de 2013**

# Índice

Abstract .....	3
1. Introducción .....	4
2. Marco teórico .....	5
2.1. Ley Okun 1962 .....	5
2.2. Marco teórico actual .....	6
3. Estimación y análisis .....	9
3.1. España .....	9
3.2. Dinamarca .....	14
3.3. Japón .....	17
4. Previsión y análisis para el caso español .....	21
5. Conclusiones .....	25
6. Referencias .....	28
Anexo .....	31

## ABSTRACT

*En este trabajo se aborda un análisis práctico de la ley de Okun. Primero se repasa tanto su formulación original por Arthur Okun como el marco teórico con el que se define hoy en día. A continuación se estima la ley de Okun, por el método de “niveles” y “cambios” para España, Dinamarca, y Japón durante el período 1985 – 2011. Estas tres economías se caracterizan por tener marcos laborales muy diferenciados, por lo que se analiza si sus características particulares quedan reflejadas en las regresiones realizadas. Por último, se aplica la ley de Okun estimada para España en la realización de previsiones de la tasa de paro, tomando como referencia las realizadas por la Comisión Europea y estudiando las causas de las posibles divergencias entre las estimaciones.*

*In this work we carry out a practical analysis of the Okun's law. Firstly we review both its original introduction by Arthur Okun and the theoretical framework by which it is defined nowadays. Next, we estimate the Okun's law using the “levels” and “changes” methods for Spain, Denmark and Japan for the period 1985 – 2011. These three economies are characterized by having very different labour frameworks, therefore, we analyse whether these particular features are reflected in our regressions. Lastly, we apply the estimated Okun's law for Spain to forecast the unemployment rate development. We use the European Commission forecasts as a benchmark and analyse the explanation of possible divergences between both estimations.*

# 1. INTRODUCCIÓN

Si el estudio del mercado laboral y el desempleo son recurrentemente temas de interés en la literatura económica, la motivación para abordarlos hoy en día, dado el actual contexto económico y el caso particular de España es clara.

En la actualidad, las estructuras económicas que definían las relaciones económicas entre agentes y en concreto en el mercado laboral están cambiando, y en España con especial intensidad. Esta incertidumbre dificulta tanto el análisis de las economías en el presente, como la realización de previsiones que, no obstante, son más necesarias para el diseño de la política económica que en otras épocas de mayor estabilidad.

Para abordar estos retos, el uso de la evidencia empírica disponible hasta la fecha tiene la limitación de no estar recogiendo los cambios presentes y no poder incorporar en el análisis de sus resultados aquellos cambios que se prevé influirán en el comportamiento futuro de las variables estudiadas. Sin embargo, en épocas de gran inestabilidad, tener una base histórica en la que fundarse al analizar cómo pueden evolucionar determinadas variables puede constituir un buen punto de partida.

El uso de la evolución previa del PIB y de la tasa de paro para cuantificar la relación entre ambas se ha recogido en la llamada ley de Okun. Arthur Okun detectó y expuso en 1962 la existencia de una relación negativa entre ellas. Okun (1928 – 1980), fue un economista norteamericano, profesor de la universidad de Yale y miembro del Consejo de Asesores Económicos entre 1968 y 1969. Además de la propia “ley de Okun” también es reconocido por la propuesta del “Índice de miseria” resultante de sumar tasa de paro a inflación.

Con este trabajo se busca realizar un análisis básico de la utilidad de la ley de Okun, tanto de cara a ofrecer buenas explicaciones de los diferentes mercados laborales, como para realizar previsiones. Para ello, en el apartado 2 se presenta el marco teórico de la ley de Okun, primero en base a su artículo original y después analizándolo en base a la literatura económica moderna, profundizando en su fundamento teórico y en los métodos de estimación. En el apartado 3 se estima la ley de Okun mediante diferentes métodos para España, Dinamarca y Japón, tres economías con marcos laborales muy diversos, analizando si las estimaciones realizadas logran recoger las particularidades de cada una de ellas. En el apartado 4 se aplica la ley de Okun en la realización de previsiones para España, en base al crecimiento predicho por la Comisión Europea. Posteriormente se analiza su capacidad de predicción comparando el resultado con la tasa de paro predicha por la Comisión Europea y las particularidades de la economía española. En el punto 5 se presentan las conclusiones.

## 2. MARCO TEÓRICO

### 2.1. La ley original de Arthur Melvin Okun (1962)

*“How much output can the economy produce under conditions of full employment?”* Con esta pregunta, ¿Cuánto puede producir una economía en condiciones de pleno empleo? Comenzó Arthur Okun su artículo “Potential GNP: Its measurement and significance” publicado en 1962 en la American Statistical Association. En él, expone la importancia de conocer el máximo potencial productivo de una economía para el desarrollo de una acertada política económica que asigne un objetivo apropiado en el nivel de desempleo y evalúe apropiadamente los costes sociales de un uso ineficiente de recursos que produzcan una menor producción.

Respecto al pleno empleo ligado a esa producción máxima o potencial, Okun señala que debe ser entendido como una tasa de desempleo tal que maximice la producción sin que se produzca una presión inflacionista. Este concepto es el de la NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) una tasa de desempleo natural, por debajo de la cual se produce una aceleración de la inflación. Para Estados Unidos en 1962, Okun habla de un cierto consenso sobre que esta tasa se situaba en el 4%, dato que utiliza como base en su artículo.

Una vez analizados los conceptos de producción potencial y tasa natural de paro, Okun pasa a estimar la relación entre ambos. Es esta relación la que se denominará “Ley de Okun”, y que se caracteriza por utilizar series históricas de producción (PIB o PNB) y de la tasa de desempleo (U) para estudiar la correlación entre ambas, de manera que se pueda estimar como afecta una variación en la producción respecto a su nivel potencial a la tasa de paro.

Okun expuso tres métodos para estimar esta relación. El primero, mediante primeras diferencias (*“first differences”*), según el cual se emplea la variación en términos absolutos de la tasa de paro entre un período y el anterior relacionándolo con el crecimiento del PNB en cada período. El segundo método, al que se refiere como *“trial gaps”*, consiste en estimar el crecimiento de la producción potencial, y calcular la distancia o *gap* respecto al crecimiento de la producción efectiva, relacionando este gap con la variación en la tasa de paro. Estos dos primeros métodos son los dos que hoy en día se emplean, y a los que normalmente se denomina como las versiones de cambios y de niveles (*“changes” and “levels” versions*) denominación que ya empleó también Okun en su artículo. Son también los métodos que se emplearán para las estimaciones en este trabajo. Por último, el tercer método de análisis que Okun menciona (*“fitted trend and elasticity”*) es una aproximación de la estimación por niveles, pero que no requiere una serie histórica de las variables a largo plazo. Para ello utiliza la elasticidad que relaciona por un lado el cociente entre

la tasa de empleo y su nivel potencial y por otro lado el cociente entre la producción real y la potencial.

En las estimaciones realizadas por Okun mediante los tres métodos para periodos de tiempo similares (1950-1960), los resultados fueron parecidos, y él los sintetizó en la siguiente ecuación, definida para intervalos trimestrales y que a continuación se transcribe usando la misma notación que en su artículo de 1962:

$$P = A [ 1 + 0,032 (U-4) ] \quad (1)$$

donde P es la producción potencial, A es la producción real efectiva y U es la tasa de paro efectiva. El valor 4, como ya se ha mencionado, es la tasa natural de paro, que Okun estimaba en un 4%.

Se observa pues, que el mensaje que Okun transmitía en su artículo y en esta ecuación no ha variado mucho más en el tiempo. Esto es, la constatación de una regularidad empírica, consistente en una relación negativa, a corto plazo, entre el desempleo y la producción. Esta relación, y su intensidad, se miden a través de una regresión con los datos disponibles de ambas variables para un determinado período de tiempo.

La ley de Okun basa su desarrollo, por tanto, en las series históricas, y aunque las causas de esta relación pueden ser analizadas teóricamente, como se hará más adelante, su valor estriba en la capacidad que tenga lo acontecido en el pasado para predecir lo que pueda pasar en el presente y futuro. Aceptada la relación negativa entre producción y desempleo, ¿puede la estimación de la ley de Okun proporcionar una medida de la intensidad de esta relación que sirva para la toma de decisiones y para realizar predicciones? Esta es una de las cuestiones que se intentará contestar en este trabajo.

## **2.2. Marco teórico actual**

En este apartado se presenta cuál es la fundamentación teórica en base a la que se formula la ley de Okun hoy en día. Para ello, se resume el trabajo de Ball *et al.* (2012) en el que primero realizan un análisis teórico de la ley de Okun, y posteriormente lo aplican estimándola para varios países y períodos.

La idea que subyace en la ley de Okun es, primero, que variaciones en la demanda afectan a la producción o *output* de la economía. Segundo, que las variaciones en la producción llevan a las compañías a modificar su demanda de empleo, contratando o despidiendo trabajadores, y tercero, que esto afecta a la tasa de desempleo.

Para analizar formalmente estas relaciones, lo primero que hay que establecer es cómo medir las variaciones que se dan en cada una de las variables mencionadas. Para ello, como hiciera Okun, se considera que existen unos niveles a largo plazo, denominados producción potencial, y tasa de empleo y de desempleo naturales. Esta producción potencial crece a una determinada tasa, que puede variar con el tiempo. Asimismo, la tasa de desempleo se identifica con aquel nivel por debajo del cual la inflación se ve presionada al alza, es decir, la NAIRU (*Non-Accelerating Rate of Unemployment*) que a su vez se cumple cuando la producción coincide con su nivel potencial. Es decir, que cuando la producción se encuentra en su nivel potencial, las tasas de empleo y desempleo se encuentran también en sus respectivos niveles naturales. Así, ahora se pueden expresar formalmente las relaciones descritas:

$$E_t - E_t^* = \gamma (Y_t - Y_t^*) + \eta_t \quad \gamma > 0 \quad (2)$$

$$U_t - U_t^* = \delta (E_t - E_t^*) + \mu_t \quad \delta > 0 \quad (3)$$

donde E es la tasa de empleo, U es la tasa de desempleo, Y es el logaritmo neperiano de la producción y \* indica que son niveles a largo plazo. El parámetro  $\gamma$  mide el grado en que un aumento de la producción se traslada a un aumento del empleo, y el parámetro  $\delta$  expresa cuánto influye un aumento en la tasa de empleo en una reducción de la tasa de desempleo. Los términos  $\eta_t$  y  $\mu_t$  recogen el error causado por variables explicativas que no se hubieran incluido en las ecuaciones. Ahora, si se sustituye la ecuación (2) en (3) se obtiene la ley de Okun, definida en su versión de niveles:

$$U_t - U_t^* = \beta (Y_t - Y_t^*) + \varepsilon_t \quad \beta < 0 \quad (4)$$

donde  $\beta = \gamma\delta$  y  $\varepsilon_t = \delta\eta_t + \mu_t$ . El parámetro  $\beta$  expresa el efecto que tiene una variación de la producción en la tasa de paro. O siendo más precisos, el efecto que tiene una desviación de la producción respecto a su nivel potencial en la tasa de paro respecto a su nivel natural. Se puede profundizar en las relaciones que subyacen a este parámetro, que como ya se ha mencionado están recogidas en los parámetros  $\gamma$  y  $\delta$ . Para analizar el parámetro  $\gamma$ , que relacionaba positivamente empleo y producción, se puede partir de una función neoclásica de producción de tipo Cobb-Douglas:

$$Y = AL^\alpha K^{1-\alpha} \quad (5)$$

donde A es un factor de escala que incluye la productividad total de los factores (PTF), L el empleo, K el stock de capital y  $\alpha$  es la elasticidad del producto al empleo, resultado de la participación de los factores en la renta. En la literatura

habitualmente se estima que esta elasticidad  $\alpha$  está en el entorno de  $2/3$ <sup>1</sup>. Invirtiendo esta función y tomando logaritmos se obtiene el equivalente al parámetro  $\gamma$ , que tendría un valor de  $3/2 = 1,5$ , que sin embargo, considerando que el factor trabajo presenta ciertas rigideces que hacen que los empresarios suelen adaptarse a los cambios en la demanda mediante otras vías, como la reducción de la intensidad con la que usar el empleo que ya tienen contratado, cabe esperar que esté por debajo de dicho valor. Respecto al parámetro  $\delta$ , que relacionaba negativamente la tasa de empleo con la de desempleo, cabe esperar que esté por debajo de 1 en valor absoluto, debido a los efectos animación y desánimo que hacen que la población activa varíe de manera procíclica. Así, y dado que el parámetro  $\beta$  se definía como el producto de los otros dos, se puede decir que el valor que tomará será negativo y en todo caso menor en valor absoluto que 1,5.

Si ahora se parte de la ecuación (4) que definía la ley de Okun para la versión de niveles, se puede llegar a una segunda definición de la ley en su versión de cambios. Para ello hay que hacer dos supuestos, primero que la producción potencial  $Y^*$  crece a una tasa constante y segundo que la tasa natural de paro  $U^*$  se mantiene constante. Diferenciando (4) y reordenando se obtiene:

$$\Delta U_t = \alpha + \beta \Delta Y_t + \omega_t \quad \alpha = -\beta \Delta Y^* \quad (6)$$

donde  $\Delta$  representa el cambio respecto al período anterior. Para datos de periodicidad anual la ecuación anterior quedaría definida de la siguiente manera:

$$U_t - U_{t-1} = \alpha + \beta (Y_t - Y_{t-1}) + \omega_t \quad \alpha = -\beta \Delta Y^* \quad (7)$$

Nótese que en el primer miembro ( $U_t - U_{t-1}$ ) se expresa la diferencia en términos absolutos entre las tasas de desempleo de un año y el anterior. Mientras en el segundo miembro, el término  $(Y_t - Y_{t-1})$  expresa la diferencia entre los logaritmos neperianos del PIB, que son una aproximación de la tasa de variación interanual del PIB.

De esta manera quedan definidas las dos versiones de la ley de Okun, representadas en las ecuaciones (4) y (6), que posteriormente se utilizarán para su estimación en las economías española, danesa y japonesa.

Este resultado muestra que la idea básica de Arthur Okun cuando analizó la relación entre paro y crecimiento no ha variado demasiado desde su artículo de 1962 hasta la explicación que se hace de ello hoy en día.

---

<sup>1</sup> Esta estimación es cercana a las que se han realizado para España por Hernández de Cos *et al.* (2011) que para el período 1985 – 2011 la situarían en torno a un 0,6, y que se caracteriza por estar decreciendo en los últimos años. Cabe señalar que este valor puede oscilar ligeramente con el ciclo, como señalan Izquierdo *et al.* (2012)



### 3. ESTIMACIÓN Y ANÁLISIS DE LA LEY DE OKUN

#### 3.1. España

El mercado laboral español es ampliamente citado por la literatura como un ejemplo de mercado rígido en salarios y con tasas de temporalidad elevadas, lo que genera grandes ajustes del empleo ante las variaciones del PIB y por lo tanto con una tasa de desempleo altamente sensible a las variaciones de la producción. El Cuadro 3.1. muestra algunos datos macroeconómicos para la economía española en el período 1986 – 2011 referidos a las variables que se utilizarán para estimar la ley de Okun.

Cuadro 3.1. Evolución del PIB y de las tasas de paro, empleo y de actividad de España (1986 – 2011)

España	Crecimiento PIB (*)	Tasa de paro (U)	Variación tasa empleo	Tasa de Actividad
1986	3,3	17,4	-	47,0
1987	5,5	18,5	1,4	48,0
1988	5,1	17,5	1,2	48,3
1989	4,8	15,5	1,5	48,2
1990	3,8	14,4	1,1	48,6
1991	2,5	14,5	0,1	48,2
1992	0,9	16,3	-0,1	49,8
1993	-1,0	20,1	-2,5	49,9
1994	2,4	21,3	-0,7	50,2
1995	5,0	20,0	0,9	50,0
1996	2,5	19,1	0,8	50,4
1997	3,9	17,8	1,6	50,8
1998	4,5	15,9	1,8	51,1
1999	4,7	13,2	2,7	51,6
2000	5,0	11,7	2,4	52,8
2001	3,7	10,5	1,6	52,1
2002	2,7	11,4	0,9	53,4
2003	3,1	11,4	1,1	54,6
2004	3,3	10,9	1,2	55,5
2005	3,6	9,2	2,4	56,7
2006	4,1	8,5	1,5	57,6
2007	3,5	8,3	0,8	58,2
2008	0,9	11,3	-1,3	59,1
2009	-3,7	18,0	-4,5	59,3
2010	-0,3	20,1	-1,2	59,3
2011	0,4	21,7	-0,9	59,4

Fuente: Eurostat

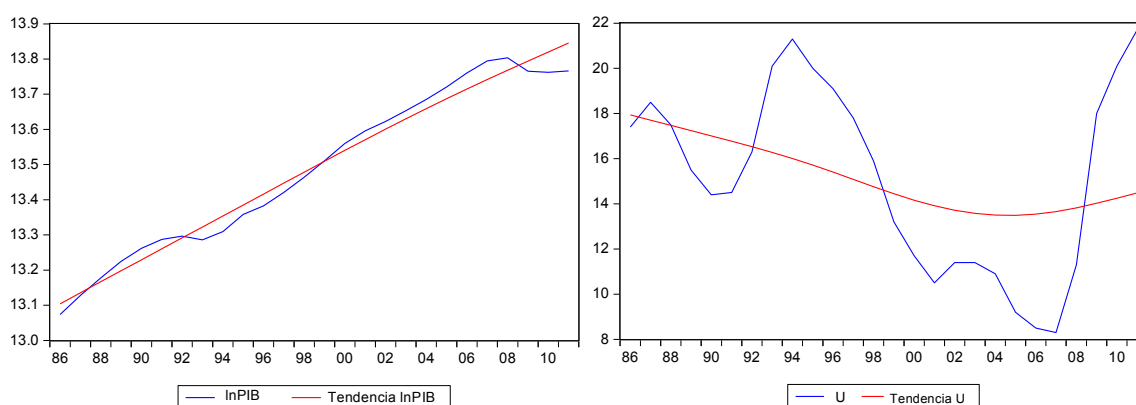
(\*) diferencia logarítmica

Estos datos muestran una muy elevada sensibilidad del desempleo al crecimiento del PIB. Destaca también el alto nivel de desempleo y la evolución de la tasa de actividad, que crece ininterrumpidamente hasta estancarse en 2008.

Partiendo de este conjunto de datos anuales, se estima en primer lugar la ley de Okun en su versión de “niveles” (ecuación (4)), que como ya se mencionó, expresa la relación que se da entre las desviaciones del desempleo y del PIB real respecto a sus respectivos niveles natural o potencial.

Para estimar el nivel potencial de ambas variables, entre las diversas técnicas econométricas posibles<sup>2</sup>, se utiliza el filtro Hodrick Prescott (HP) (Hodrick y Prescott, 1997), una técnica univariante con la que obtener el componente correspondiente a la tendencia de la serie temporal estudiada, con una intensidad de ajuste a las fluctuaciones que depende del parámetro  $\lambda$  elegido. La serie de PIB real se expresa en logaritmos neperianos para controlar la heterocedasticidad propia de esta serie, cuya varianza aumenta conforme lo hace su nivel. Respecto a la tasa de paro, se aplica el filtro HP directamente sobre la serie de tasas de desempleo anuales. Se han probado dos parámetros  $\lambda=100$  y  $\lambda=1000$  y los resultados son muy similares. Los gráficos 3.1. y 3.2. muestran los resultados para el caso de un  $\lambda=1000$  que es el valor elegido para las estimaciones.

Gráficos 3.1. y 3.2. España: PIB, U, PIB potencial y U natural. ( $\lambda=1000$ )



A continuación se generan las series correspondientes a la desviación de cada valor efectivo del PIB o de la tasa de paro (U) a los valores potencial o natural, estimados por el filtro HP. Es decir, se obtienen las variables  $(Y - Y^*)$  y  $(U - U^*)$  y se realiza una regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de la ecuación (4), que permitirá estudiar la influencia de las desviaciones del PIB

<sup>2</sup> Entre las que se puede mencionar el filtro Baxter-King, el filtro de Kalman o el método de tendencia cuadrática (véase Maza y Villaverde, 2009).

respecto a su tendencia o nivel potencial, sobre las desviaciones de la tasa de paro respecto a su nivel natural. Los resultados de la estimación se muestran en el Cuadro 3.2.<sup>3</sup>

Cuadro 3.2. Estimaciones de la ley de Okun para España (versión “niveles”)

Variable dependiente U - U* // Nº Observ. 26 (1986 - 2011)		
	Coeficiente	Estadístico t
Y - Y*	-0,984	-16,992
R-cuadrado ajustado	0,920	
Durbin-Watson	0,906	
Error estándar de la regresión	1,004	

El grado de asociación lineal resultante es muy alto, con un coeficiente de determinación  $\bar{R}^2$  de 0,92 que muestra que la relación entre las variaciones en la tasa de paro respecto a su nivel natural y las desviaciones que se dan en el PIB respecto a su nivel potencial es muy elevada. Asimismo, el coeficiente  $\beta$  es significativo al 1%. Su valor, -0,98, refleja una gran sensibilidad del desempleo respecto al PIB: por cada unidad de desviación del PIB a su nivel potencial, la tasa de desempleo se ve afectada de manera inversa en 0,98 respecto a su nivel natural. Estos resultados confirman los obtenidos para España por Maza y Villaverde (2007, 2009) para el período 1980 – 2004.

El valor del coeficiente  $\beta$  estimado es uno de los más elevados (en valor absoluto) de la OCDE (Ball *et al.*, 2012). En él se recogen las características del sistema productivo y del mercado laboral del país. Así, su alto valor se explica por un lado por un mercado laboral caracterizado por una enorme dualidad, en el que existe un grupo de trabajadores fijos, con altos niveles de protección y otro gran grupo de trabajadores con contratos temporales, cuyos costes de despido y de contratación son mucho menores y que son quienes protagonizan las fuertes variaciones que experimentan las tasa de empleo y paro en España. Se estima que hasta un tercio de los trabajadores españoles tienen contratos temporales, y aunque según los indicadores de protección laboral de la OCDE España tiene elevadas cotas de protección, la posibilidad de utilizar mecanismos para encadenar estos contratos hace que *de facto* una gran parte de la fuerza laboral se encuentre en este grupo de trabajadores temporales cuya contratación y despido varía enormemente con las crisis.

<sup>3</sup> Los resultados cuando  $\lambda=100$  se recogen en el Cuadro A.1. del anexo.

Por otro lado, el alto valor del coeficiente  $\beta$  español se puede relacionar con el hecho de que la economía española se basa en sectores de baja productividad e intensivos en empleo, como la construcción, el turismo u otras industrias y servicios maduros con baja intensidad tecnológica. Además, la economía española se caracteriza por una elevada cantidad de pequeñas y medianas empresas que requieren una mayor cantidad de empleos y que a su vez son más sensibles a los ciclos. En esta línea cabe recordar que se estimaba que el parámetro  $\gamma$  de la ecuación (2), que relaciona el crecimiento de la producción con la tasa de empleo, era mayor en España que en muchas otras economías. Llegando el FMI (2010) a considerarlo el mayor de los países desarrollados.

A esto se suma un elevado desempleo estructural, que se estima superior al 15% (Doménech y Gómez, 2005) con una movilidad interregional entre las más bajas de la OCDE que lleva a elevadas diferencias interregionales incluso antes de la crisis, así como una *beberidge curve* que no ha variado en décadas, o incluso se ha incrementado (García, 1998) y muestra un alto número de *mismatches* entre puestos y trabajadores cualificados. Ver, OCDE (2006), OCDE (2008a) y Wölf y Mora-Sanguinetti (2011).

Con el análisis del coeficiente  $\beta$  se ha derivado cómo depende la tasa de paro en relación a su nivel natural del nivel de PIB respecto a su nivel potencial. Ahora bien, ¿cuáles son estos niveles? La regresión de la ley de Okun en su versión de “niveles” no da respuesta a esta cuestión, ya que sólo recoge las distancias de las variables a sus respectivos niveles de largo plazo<sup>4</sup>, que eran estimados mediante la aplicación del filtro HP a las series U y Y (ln del PIB).

Este filtro, sin embargo, presenta una importante desventaja, ya que su comportamiento se ve modificado al final de las series a las que se aplica. Si bien este problema afecta de manera reducida a la estimación del coeficiente de Okun<sup>5</sup>, se acentúa si se intenta estimar cuál es el nivel en el que se debe situar el PIB, es decir, a que tasa debe crecer, para que la tasa de desempleo disminuya. Asimismo, dificulta su aplicación en la realización de previsiones, que requerirían suponer un nivel potencial del PIB para períodos futuros.

---

<sup>4</sup> Nótese que no hay parámetro constante y el punto de corte con los ejes se da en el punto (0,0) señalando que cuando el PIB coincide con su nivel potencial, la tasa de paro lo hace con su nivel natural. Esto es así por construcción, ya que se considera que la tasa de paro natural es aquella que se da cuando la economía se sitúa en su nivel potencial.

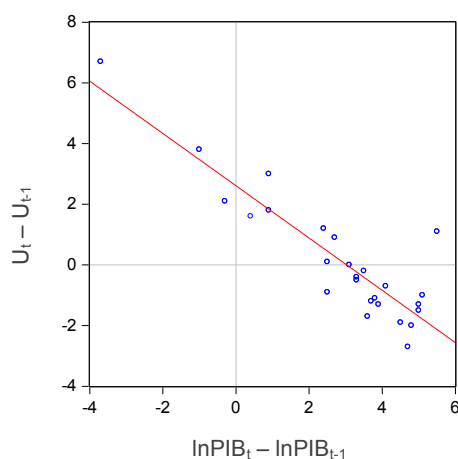
<sup>5</sup> De hecho, para esta estimación concreta, para este período en España, el error podría ser incluso más reducido de lo habitual. Esto es así porque la serie ajustada por el filtro HP tiende a aproximarse más a la serie real al final del período en que se aplica, y dado que en España el período expansivo se basó en una burbuja, el hecho de que en el período de crisis (que coincide con los últimos datos de la serie) la serie resultante de aplicar el filtro se ajuste más rápidamente, podría estar situando de manera más realista el verdadero nivel potencial de la economía española, anteriormente inflado por el crecimiento explosivo del sector inmobiliario.

Para afrontar estas limitaciones, también se ha estimado la ley de Okun mediante el segundo método que el Okun propuso, la versión de “cambios”. Este método, como ya se ha comentado, utiliza las variaciones absolutas en la tasa de paro de un año a otro, y el crecimiento real del PIB para cada año. De esta manera se prescinde de la complejidad del método anterior, derivada de la necesidad de estimar valores naturales o potenciales de las variables, y emplea únicamente datos objetivos observables empíricamente. El Cuadro 3.3. y el Gráfico 3.3. presentan los resultados de la estimación de la ecuación (7) por MCO.

Cuadro 3.3. Estimación de la ley de Okun para España (versión “cambios”)

Variable dependiente $U_t - U_{t-1}$ // Nº Observ. 26 (1986 - 2011)		
	Coeficiente	Estadístico t
Constante	2,609	8,314
$Y_t - Y_{t-1}$	-0,862	-9,790
R-cuadrado ajustado	0,791	
Durbin-Watson	1,590	
Error estándar de la regresión	0,959	

Gráfico 3. 3. Estimación de la ley de Okun para España (versión “cambios”)



La estimación de la ley de Okun mediante este segundo método arroja resultados muy parecidos a los de la versión de niveles. La bondad del ajuste es inferior, aunque aún muy elevada, con un  $\bar{R}^2$  de 0,8. Y el coeficiente  $\beta$  estimado es ligeramente inferior, un -0,86, con una significación estadística igualmente alta, al 1%. En este caso, la interpretación del coeficiente es diferente a la anterior, ya que ahora lo que expresa es que por cada punto de variación en la tasa de crecimiento, el nivel de la tasa de paro se ve afectado en sentido inverso en 0,86 puntos porcentuales, por lo que ya no están

referidos a niveles de largo plazo. Para entender mejor esta nueva interpretación hay que fijarse en que en la regresión estimada en esta ocasión aparece un término constante, definido en la ecuación (6), que señala que cuando la economía no crece, es decir la variable  $(Y_t - Y_{t-1})$  es igual a cero, la tasa de paro se incrementa en 2,6. Por tanto este método permite estudiar a partir de qué crecimiento del PIB se empieza a reducir la tasa de paro sin recurrir a niveles potenciales o tasas de paro naturales. Esta tasa de crecimiento corresponde al punto de corte con el eje de abscisas del Gráfico 3.3. que toma un valor de 3,03. Por tanto, atendiendo a los datos pasados, la economía española debería crecer un 3% para que la tasa de paro se reduzca<sup>6</sup>. Además, la estimación de la ley de Okun mediante este método de “cambios” permite obtener un modelo más práctico para su aplicación en previsiones, como se hará más adelante en el punto 4.

### 3.2. Dinamarca

El marco laboral danés se encuadra en el concepto de *flexiseguridad* (“*flexicurity*”), que se caracteriza por una alta flexibilidad del mercado de trabajo combinada con altos niveles de protección social y activas políticas de reincorporación al mercado laboral (Anca, 2012). El Cuadro 3.4. recoge los datos macro de la economía danesa.

Cuadro 3.4. Evolución del PIB y de las tasas de paro, empleo y de actividad de Dinamarca (1986 – 2011)

Dinamarca	Crecimiento PIB (*)	Tasa de paro (U)	Variación tasa empleo	Tasa de Actividad
1986	4,9	5	2,4	67,5
1987	0,3	5	-0,2	66,7
1988	-0,1	5,7	0,6	67,9
1989	0,6	6,8	-1,4	67,7
1990	1,6	7,2	0,1	68,1
1991	1,3	7,9	-0,8	67,8
1992	2,0	8,6	-0,1	68,1
1993	-0,1	9,6	-2,1	67,4
1994	5,5	7,7	0,0	64,4
1995	3,1	6,7	1,5	64,6
1996	2,8	6,3	0,1	65,2
1997	3,2	5,2	1,4	65,4
1998	2,2	4,9	-0,1	65,2

<sup>6</sup> Este 3% sería el valor equivalente al crecimiento potencial del método de “niveles”, cuya tasa de crecimiento acumulativo para el período 1986 – 2011 es, de hecho, 2,96695.

1999	2,6	5,2	1,2	65,8
2000	3,5	4,3	-0,1	65,5
2001	0,7	4,5	-0,5	65,2
2002	0,5	4,6	0,5	65,6
2003	0,4	5,4	-1,3	65,5
2004	2,3	5,5	0,9	65,9
2005	2,4	4,8	-0,1	65,6
2006	3,4	3,9	1,5	65,9
2007	1,6	3,8	-0,4	65,7
2008	-0,8	3,4	0,9	66,0
2009	-5,7	6	-2,6	65,3
2010	1,6	7,5	-2,0	64,4
2011	1,1	7,6	-0,2	63,9

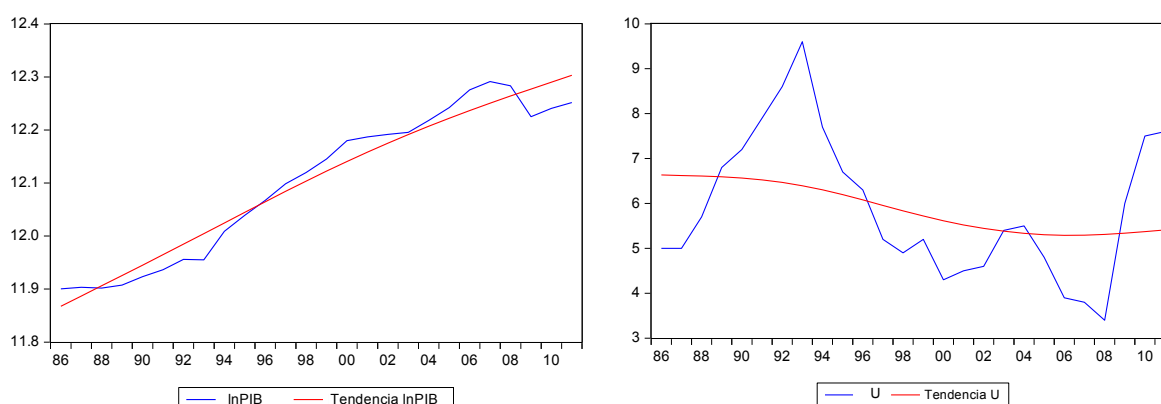
Fuente: Eurostat

(\*) diferencia logarítmica

De estos datos cabe destacar la gran estabilidad que se da a lo largo de todas las series. Con bajas tasas de desempleo y elevadas tasas de actividad. Asimismo, y a diferencia de España, la tasa de actividad se ha mantenido prácticamente fija desde 1995 en el entorno del 65,5 aunque con la crisis ha descendido.

Para la estimación de la ley de Okun para Dinamarca se sigue el mismo procedimiento que para el caso español. Primero estimándola mediante el método de “niveles”, para lo que los niveles a largo plazo se obtienen mediante el filtro HP con un  $\lambda=1000^7$ , y cuyo resultado se muestra en los Gráficos 3.4. y 3.5. y en el Cuadro 3.5. Y segundo, estimándola en su versión de “cambios”, cuyos resultados se muestran en el Cuadro 3.6. y el Gráfico 3.6.

Gráficos 3.4. y 3.5. Dinamarca: PIB, U, PIB potencial y U natural. ( $\lambda=1000$ )



<sup>7</sup> El resultado de la estimación para  $\lambda=100$  se recoge en el Cuadro A.1. del Anexo.

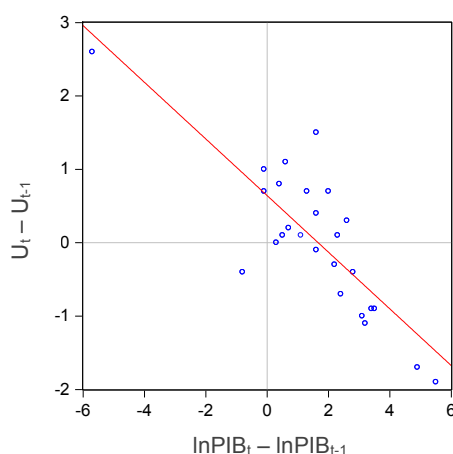
Cuadro 3.5. Estimaciones de la ley de Okun para Dinamarca (versión “niveles”)

Variable dependiente $U - U^*$ // Nº Observ. 26 (1986 - 2011)		
	Coeficiente	Estadístico t
$Y - Y^*$	-0,419	-9,822
R-cuadrado ajustado	0,794	
Durbin-Watson	0,767	
Error estándar de la regresión	0,632	

Cuadro 3.6. Estimación de la ley de Okun para Dinamarca (versión “cambios”)

Variable dependiente $U_t - U_{t-1}$ // Nº Observ. 26 (1986 - 2011)		
	Coeficiente	Estadístico t
Constante	0,642	4,526
$Y_t - Y_{t-1}$	-0,386	-7,112
R-cuadrado ajustado	0,665	
Durbin-Watson	1,635	
Error estándar de la regresión	0,577	

Gráfico 3.6. Estimación de la ley de Okun para Dinamarca (versión “cambios”)



La interpretación de los diferentes coeficientes y parámetros de acuerdo a los modelos descritos es equivalente a la realizada en el apartado anterior para España, sin embargo, los valores que toman en este caso son claramente diferentes, de acuerdo a las especificidades del sistema productivo y el mercado laboral danés.



La bondad del ajuste es ligeramente inferior a la que se obtenía para España, pero aún así muy elevada, en el entorno del 0.73. La significación de los diferentes parámetros  $\beta$  estimados es también altísima, siéndolo al 1%. Por último, el valor de los coeficientes  $\beta$  es mucho menor que el de España, estando en el entorno del 0.42 como cabía esperar dada la mayor flexibilidad salarial del mercado laboral danés, cuyas tasas de temporalidad son muy reducidas (Andersen y Svarern, 2007). Si bien es difícil encontrar publicaciones que estudien la ley de Okun específicamente en Dinamarca, los resultados obtenidos son cercanos a las estimaciones de Soegner y Stiassny (2000) para 15 países de la OCDE, entre los que se incluye Dinamarca, durante el periodo 1960 – 1999.

Cabe señalar que el coeficiente es muy similar a las estimaciones realizadas para la economía de Estados Unidos, que es a menudo citada como ejemplo de una elevada flexibilidad laboral que permite que se den ajustes en los salarios (los precios del mercado) y en las horas de trabajo más que mediante despidos y contrataciones (el ajuste en cantidades). El coeficiente de Okun estadounidense se estima entre un -0,4 y -0,5 (Ball *et al.* 2012).

Sin embargo, a pesar de sus similares coeficientes de Okun, el marco laboral en Dinamarca es claramente diferente al de Estados Unidos. La diferencia viene dada por el concepto que anteriormente se mencionó de *flexiseguridad*. Mientras en la economía estadounidense la regulación pública de las relaciones laborales es mínima, y las compensaciones por desempleo son negociadas en la firma del contrato entre empleador y empleado, la economía danesa se caracteriza por una altísima compensación por desempleo que alcanza el 90% durante un plazo de hasta cuatro años, y un seguimiento individualizado de los desempleados para, por un lado, facilitar su reincorporación al mercado laboral y por otro lado, comprobar que efectivamente están buscando un empleo.

En el sistema danés se destaca el acento en las políticas activas de empleo, con planes de formación y reciclaje profesional, asesoría en la búsqueda de empleo y recolocación e incentivos a la contratación. Además, esto permite identificar agentes que no buscan realmente ser recontratados y que por tanto quedan excluidos del sistema de prestaciones por desempleo. De esta manera, los altos beneficios por desempleo se sostienen al estar destinado a una proporción más reducida de la población activa, y durante un corto período de tiempo medio. Para un análisis detallado de la economía danesa ver Andersen y Svarern (2007).

### **3.3. Japón**

El tercer y último país a analizar, Japón, tienen también un marco laboral especialmente diferenciado, caracterizándose por empleos de por vida, mínima

movilidad de los trabajadores entre empresas, y una estructura idiosincrática que refuerza este sistema. Partiendo de los datos macroeconómicos de Japón reflejados en el Cuadro 3.7. se estima la ley de Okun comprobando si en ella se reflejan estas características del mercado laboral japonés.

Cuadro 3.7. Evolución del PIB y de las tasas de paro, empleo y de actividad de Japón (1986 – 2011)

Japón	Crecimiento PIB (*)	Tasa de paro (U)	Variación tasa empleo	Tasa de Actividad
1986	2,8	2,8	-0,2	62,1
1987	4,1	2,8	-0,3	61,8
1988	7,1	2,5	0,3	61,8
1989	5,4	2,3	0,4	62,1
1990	5,6	2,1	0,5	62,6
1991	3,3	2,1	0,5	63,1
1992	0,8	2,2	0,2	63,3
1993	0,2	2,5	-0,3	63,2
1994	2,4	2,9	-0,4	62,9
1995	1,9	3,1	-0,4	62,8
1996	2,6	3,4	0,0	62,8
1997	1,6	3,4	0,1	63,0
1998	-2,0	4,1	-0,8	62,6
1999	-0,2	4,7	-0,8	62,0
2000	2,3	4,7	-0,4	61,7
2001	0,4	5	-0,6	61,2
2002	0,3	5,4	-0,9	60,4
2003	1,7	5,3	-0,4	59,9
2004	2,4	4,7	0,0	59,6
2005	1,3	4,4	0,2	59,5
2006	1,7	4,1	0,2	59,6
2007	2,2	3,9	0,1	59,8
2008	-1,0	4	-0,2	59,5
2009	-5,5	5,1	-1,0	59,3
2010	4,7	5,1	-0,2	59,1
2011	-0,6	4,6	0,0	58,7

Fuente: Eurostat y Bureau of Labor Statistics

(\*) diferencia logarítmica

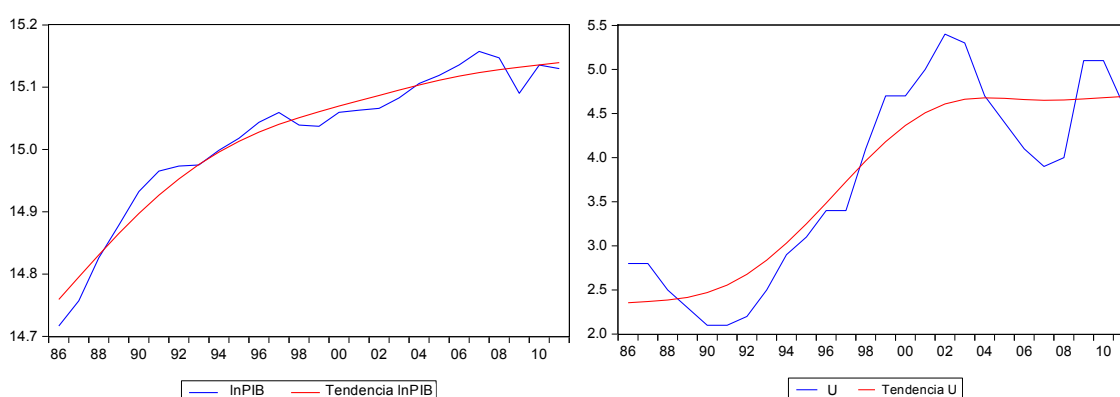
Se observa que las series con los datos macroeconómicos de la economía japonesa son enormemente estables, más incluso que las de Dinamarca. Las

tasas de desempleo son también muy reducidas y la población activa se ha ido reduciendo muy lentamente a lo largo de las últimas casi dos décadas. Se observa ya que la sensibilidad del desempleo al crecimiento del PIB es limitada. Cabe señalar que las estadísticas japonesas consideran población activa a la población mayor de 15 años, y también que determinados trabajadores que mantienen una proporción de su sueldo de empresas que les han despedido o que han cesado su actividad son considerados como empleados (Hashimoto, 1993).

Al igual que para España y Dinamarca, se estima la ley de Okun primero en la versión de “niveles” y después de “cambios”. En esta ocasión, sin embargo, los resultados son más sensibles al parámetro  $\lambda$  utilizado al aplicar el filtro HP.

Los Gráficos 3.7. y 3.8. así como el Cuadro 3.8. muestran la versión de “niveles” con un parámetro  $\lambda=100$  ya que con él, el ajuste de la regresión es mejor<sup>8</sup>. Por otro lado, el Cuadro 3.9. y el Gráfico 3.9. muestran la versión de “cambios”.

Gráficos 3.7. y 3.8. Japón: PIB, U, PIB potencial y U natural. ( $\lambda=100$ )



Cuadro 3.8. Estimaciones de la ley de Okun para Japón (versión “niveles”)

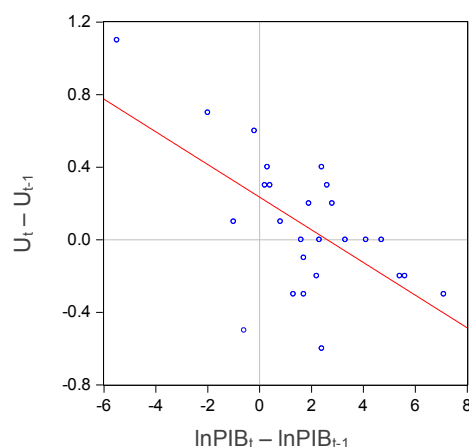
Variable dependiente $U - U^*$ // Nº Observ. 26 (1986 - 2011)		
	Coeficiente	Estadístico t
$Y - Y^*$	-0,160	-7,566
R-cuadrado ajustado	0,696	
Durbin-Watson	1,100	
Error estándar de la regresión	0,238	

<sup>8</sup> En el Cuadro A.1 del Anexo se muestra la regresión resultante cuando  $\lambda=1000$ .

Cuadro 3.9. Estimación de la ley de Okun para Japón (versión “cambios”)

Variable dependiente $U_t - U_{t-1}$ // Nº Observ. 26 (1986 - 2011)		
	Coeficiente	Estadístico t
Constante	0,235	3,218
$Y_t - Y_{t-1}$	-0,090	-3,810
R-cuadrado ajustado	0,351	
Durbin-Watson	1,078	
Error estándar de la regresión	0,306	

Gráfico 3.9. Estimación de la ley de Okun para Japón (versión “cambios”)



Las dos principales observaciones que se derivan de la estimación de la ley de Okun para Japón son, primero el bajo valor del coeficiente  $\beta$  que relaciona las variaciones de la tasa de paro con las del PIB. Y segundo, que en esta ocasión la robustez de la estimación es menor que en los casos de España y Portugal, siendo también más variable según el método de estimación empleado. Los resultados son, no obstante, muy parecidos a las estimaciones realizadas por Rülke (2012) para un conjunto de países asiáticos y del pacífico, entre los que se incluye Japón, durante el período 1989 – 2010.

La causa de estas dos características estriba posiblemente en la débil relación entre ambas variables que se da en la economía Japonesa y, en última instancia, en las particularidades del mercado laboral japonés que se comentaban al inicio de este apartado. Si bien la significación de los coeficientes  $\beta$  sigue siendo del 1%, su valor está en torno al -0.12, siendo uno de los más bajos de la OCDE (Ball *et al.*, 2012). Además, hay una elevada dispersión, que muestra que las variaciones en la tasa de paro se ven explicadas en menor medida por el crecimiento económico que en otros países y que se refleja en un menor  $\bar{R}^2$  en la versión de “cambios” y cuando  $\lambda=1000$ ,

siendo de un 0.35 y 0.37. Cuando  $\lambda=100$ , no obstante, el  $\bar{R}^2$  es mucho mayor, 0.69. A pesar de esto, las regresiones realizadas son capaces de recoger algunas características del mercado laboral japonés introducidas al principio.

Primero, porque el coeficiente estimado es, en todas las regresiones, muy bajo. Esto es consecuencia del funcionamiento laboral japonés, basado en la permanencia en el mismo empleo toda la vida, con salarios dependientes de la antigüedad, y con un sistema de contratación ("*Simultaneous recruiting of new graduates*") que busca recién graduados sin experiencia laboral para poder volcar en ellos los saberes y dinámicas laborales de la empresa, en la que se espera estén toda su vida laboral. A su vez, esto penaliza a quien busca un empleo tras años de experiencia en otra empresa (Hamaaki *et al.*, 2011). En este contexto, la relación entre empleados y empleadores es mucho más cooperativa que en otras economías, con una conflictividad laboral más reducida y una estructura salarial que a menudo incluye una fracción del pago en bonos. Habitualmente los contratos de empleo son muy simples, dando lugar a su posterior ajuste a lo largo de la vida laboral del trabajador. Por último, la propia idiosincrasia japonesa hace que el despido esté mucho peor valorado por la sociedad, tanto quien resulta despedido como las empresas, que a menudo evitan despedir empleados no solo por el coste directo que ello les generase sino por la repercusión que tendría en una pérdida de su prestigio. Por lo tanto, se observa que en Japón, más allá de la regulación laboral formal, el conjunto de valores que conforman la sociedad influye enormemente en la configuración de las relaciones laborales. Para un análisis más detallado del marco laboral japonés ver Hashimoto (1990).

Por otro lado, se puede decir que la limitada influencia del PIB japonés en el mercado de trabajo provoca una dispersión de los datos mucho mayor que hace que la relación entre ambas sea mucho más aleatoria. Esto provoca que ante diferentes versiones de la ley de Okun, se hayan obtenido resultados mucho más diversos que con los otros países. Es decir, ahora los resultados de las estimaciones son mucho más sensibles al método empleado.

#### **4. PREVISIÓN Y ANÁLISIS PARA EL CASO ESPAÑOL**

En este apartado se estudia la posible aplicación de las regresiones estimadas en la previsión de las tasas de paro en función del crecimiento económico.

Existe numerosa literatura que ha aplicado la ley de Okun en la previsión de la tasa de paro, contrastándolo con los datos efectivos para evaluar su capacidad de previsión. La conclusión de estos estudios es, generalmente, que la ley de Okun refleja una relación clara entre paro y crecimiento, pero que varía entre países, a lo largo del tiempo, y según el ciclo. Por ello es capaz de predecir adecuadamente la evolución de la tasa de paro en contextos relativamente

estables, y teniendo en cuenta las características específicas de cada país. Ver Bajo-Rubio *et al.* (2007), Knotek (2007), Maza y Villaverde (2009) y Ball *et al.* (2012).

De la evidencia empírica precedente, se desprenden dos puntos básicos a considerar en la aplicación de la ley de Okun para la realización de predicciones. El primero, el contexto económico a partir del cual se aplica la ley de Okun, que puede ser muy diferente a todas las observaciones históricas consideradas en la regresión. Y segundo, la simpleza del modelo tal y como se ha definido, que deja escapar otras variables explicativas de la tasa de paro, que pueden aumentar el error de la predicción. A pesar de las limitaciones, a continuación se aplicará para el caso de España la ley de Okun tal y como se ha estimado en los puntos anteriores, obteniendo unas predicciones que se puedan analizar. Para realizar la previsión se utilizará la versión de “cambios” o primeras diferencias estimada, ya que como ya se indicó, tiene la ventaja de recurrir únicamente a datos disponibles históricamente, sin la necesidad de realizar estimaciones de niveles de largo plazo de las variables. Además, la versión de “niveles” requeriría también estimar los niveles natural/potencial de los periodos que se fueran a predecir, condicionando el resultado los supuestos que se hiciesen sobre la evolución de estos.

Dado que la ley de Okun establece la variación en la tasa de paro en función del crecimiento del PIB, para estimarla se necesita contar con unas previsiones de éste. Para ello se tomarán como base las previsiones de primavera de la Comisión Europea (CE). A partir de ella, se aplica la ecuación estimada en la regresión del modelo de “cambios” para España, que se recogía en el Cuadro 3.3. y el Gráfico 3.3. y que con los coeficientes estimados queda:

$$\Delta U_t = 2,609 - 0,86168 \Delta Y_t \quad (8)$$

Las previsiones de la CE de crecimiento del PIB, variación de la tasa de paro y nivel de la tasa de paro así como el resultado de aplicar la ley de Okun estimada se muestran en el Cuadro 4.1.

Cuadro 4.1. Previsiones de la tasa de paro de la CE y aplicando la ley de Okun.

		2012	2013	2014
Previsiones de la Comisión Europea	crecimiento del PIB	-1,4	-1,5	0,9
	variación absoluta U	3,4	2	-0,6
	tasa de paro (U)	25	27	26,4
Ley de Okun cuando $\Delta Y =$ previsión CE	variación absoluta U	3,82	3,90	1,83
	tasa de paro (U)	25,4	29,3	31,2

Fuente: Comisión Europea y elaboración propia

La ley de Okun, como ya se indicó, ha sido estimada con datos anuales hasta el año 2011, de manera de que se pudiesen contrastar las predicciones realizadas con el dato efectivo para el año 2012. El resultado es que las predicciones de la tasa de paro con la ley de Okun, basadas en el crecimiento del PIB predicho por la CE son mayores que las que la propia CE prevé, tanto para el año 2012 como para 2013 y 2014. A continuación se menciona cuáles son las posibles causas de esta desviación, y también si hay algún factor que pudiera hacer que la tasa de desempleo final fuese mayor que la que la CE predice, reduciéndose, por tanto, el error de la estimación a través de la ley de Okun.

La sobreestimación de la tasa de paro puede deberse, en primer lugar a los dos motivos básicos que la literatura existente sobre la ley de Okun a menudo advierte respecto a su uso en la realización de previsiones. Por un lado, realizar las previsiones en un momento altamente inestable en el que las cifras de PIB, y de paro son extremas, y por otro, hacerlo con un modelo de Okun muy simple, que no recoge toda la información que se le podría incorporar.

Respecto a la primera, es lógico pensar que el ajuste de la tasa de desempleo cuando el PIB varía en una misma cuantía no será el mismo al inicio de una crisis que tras varios años de recesión, o que no será igual el comportamiento de la tasa de paro cuando ésta se sitúa en niveles relativamente bajos para España, como es un 7% que cuando es mayor que un 22%, como era en el cuarto trimestre de 2011<sup>9</sup>. Siguiendo este razonamiento, en España la cifras de paro actuales escapan a aquellas sobre las que se ha estimado la regresión, lo cuál puede reducir la efectividad de las estimaciones. Pero ¿cuál es el motivo por el que ahora la relación se aleja de lo estimado? Una parte importante de la respuesta puede encontrarse en la población activa. Tras un crecimiento anual acumulativo del 1,8% durante el período 2001 – 2008, a partir de 2008 la población activa se ha mantenido constante en torno a un 59,3% llegando a disminuir en el año 2012. Esto puede explicarse tanto por el efecto desánimo como por la emigración, tanto de inmigrantes que durante el boom inmobiliario incrementaron la población activa y ahora retornan a sus países, como de ciudadanos españoles, especialmente los jóvenes, que emigran en busca de empleo. Ambos factores se ven potenciados por la duración de la crisis y las cada vez mayores cifras de desempleo.

La segunda causa que la literatura cita como restricción de la ley de Okun son las limitaciones que el modelo básico de Okun tiene. Así, enlazando con lo anterior, la ecuación definida por Okun prescinde de variables autoregresivas, expectativas, u otras variables explicativas; tampoco considera modelos

---

<sup>9</sup> Okun, en su artículo de 1962, ya preveía este problema al advertir que no sabía si esta relación se cumplía fuera del intervalo de las cifras de paro que se habían dado durante el período en base al cual se calculaba la regresión.

dinámicos u otras técnicas econométricas con las que ponderar mejor el peso de los datos más cercanos en el tiempo o el momento del ciclo económico. Serían formas, en definitiva, de adaptar la estimación a los cambios coyunturales o estructurales que se den en el marco laboral y aquello que más le afecte. Para ver en más detalle que mecanismos podrían emplearse para mejorar las previsiones de la ley de Okun, y el resultado comparado de su aplicación ver Knotek (2007)

A estas dos razones principales se puede añadir otras observaciones particulares, que a menudo inciden sobre la variabilidad de la relación de Okun. En este punto cabe mencionar las reformas que se han llevado a cabo en los últimos años, en especial la del mercado laboral. Retomando la Lucas critique (Lucas, 1976), que indicaba que las relaciones estimadas cambian conforme se incorporan los efectos de las nuevas políticas, podría considerarse que la reforma laboral aprobada en febrero de 2012 ha influido en la evolución del desempleo. Así lo hace la CE, que en su evaluación del programa nacional de reforma y del programa de estabilidad de España para 2012 indica que a corto plazo la reforma podría aumentar el desempleo, pero posteriormente podría comenzar a reducirse. Estas reformas en suma, influyen en la relación entre desempleo y PIB, al incluir otras variables que alteran su comportamiento, y que son responsables de que los la ecuación estimada se desplace. También cabe mencionar otros factores que pueden influir en los valores de las estimaciones de la ley de Okun como la productividad, que Maza y Villaverde (2009) ponen a prueba para las regiones españolas. Por último cabe señalar que estudios como los realizados por Jeon y Vernengo (2008) para la economía estadounidense indican que la ley de Okun se caracterizaría por sobreestimar los efectos en la tasa de desempleo.

Sin embargo, existen también motivos para pensar que las futuras tasas de desempleo en España serán mayores que las previstas por la CE y por tanto más cercanas a las estimaciones obtenidas mediante la ley de Okun.

El primero es que las previsiones de la CE, de cumplirse, estarían muy alejadas de la evidencia histórica hasta ahora disponible, que es, precisamente, la que constituye la base de la ley de Okun. Así, atendiendo a los datos con los que se estimaba la ley de Okun, que se recogían en los Cuadros 3.1 y 3.3. se observa cómo en el período considerado la última vez que la economía decreció un punto porcentual, en 1993, el desempleo aumentó en 3,8 puntos, sin embargo, la comisión vaticina que en 2013, con un decrecimiento de -1,5 puntos porcentuales el desempleo aumentará 2 puntos. Por lo que el resultado se alejaría considerablemente de lo que ha pasado hasta ahora. Para 2014 la divergencia es aún mayor, ya que con un crecimiento previsto del 0,9% la CE estima que el desempleo se reducirá en 0,6 puntos, cuando históricamente nunca se ha producido una reducción de la tasa de paro con semejante



crecimiento, al que según la ley de Okun correspondería un aumento de la tasa de paro de 1,83 puntos. No obstante, también hay que señalar que para 2012 el aumento del desempleo (3,4 puntos) fue ya menor que los 3,84 puntos que se preveía aplicando la ley de Okun, lo cual pone en evidencia que la ley de Okun no recoge las variaciones coyunturales o incluso estructurales que se puedan estar dando en la economía actualmente. La cuestión ahora es hasta qué punto los cambios actuales en el marco laboral y económico español están afectando a la relación de Okun.

Un segundo punto a considerar es, por tanto, la influencia de la coyuntura económica en el coeficiente de Okun, ampliamente estudiada por numerosos autores, como Harris y Silverstone (1999), Viren (2001), y Silvapulle *et al.* (2004), que señalan que efectivamente se produce una asimetría en la ley de Okun. Siendo el desempleo más sensible a las variaciones del PIB durante las recesiones que durante las expansiones, es decir un coeficiente  $\beta$  mayor en valor absoluto. Esta idea, a priori, reforzaría la mayor estimación del aumento del desempleo que se ha obtenido mediante la ley de Okun, sin embargo, dada la duración de la recesión y los altos niveles de paro, los grandes ajustes de empleo asociados a estos niveles de crecimiento del PIB podrían haberse visto ya cumplidos, siendo el ajuste en lo sucesivo mucho menor.

Por último, se debe tener en cuenta que existen previsiones más negativas de otros organismos, que indican mayores tasas de desempleo. Así, el Banco de España en su Boletín Económico de marzo de 2013 prevé que en 2013 y 2014, con crecimientos del -1,5 y 0,6 la tasa de desempleo varíe en +2,1 y -0,3 lo cual reflejaría una respuesta ligeramente peor de la tasa de paro a la evolución del PIB que la prevista por la CE. Pero además, la agencia de calificación Fitch publicaba una nota de prensa el 3 de mayo de 2013 en la que preveía que tanto para 2013 como para 2014 la tasa de desempleo media se situase en el 27,5%, lo cual supondría variaciones de +2,5 y 0 puntos. La agencia no proporcionaba, sin embargo, sus estimaciones de variación del PIB.

## 5. CONCLUSIONES

Tras las estimaciones realizadas y su posterior análisis se pueden resaltar varias conclusiones respecto a la validez de la ley de Okun.

La primera es la constatación de una relación negativa entre la variación de la tasa de desempleo y el crecimiento del PIB. Esto, en consonancia con los resultados obtenidos en la gran mayoría de estudios publicados, se ha reflejado en la obtención de coeficientes de regresión entre ambas variables significativos al 1% en los tres países analizados para el período 1986 – 2011. Además el crecimiento del PIB parece explicar las variaciones en el desempleo en un grado muy elevado: los  $\bar{R}^2$  son superiores a 0,7 para España y

Dinamarca. La capacidad explicativa para Japón es más reducida en algunos métodos de estimación, probablemente debido a las particularidades del mercado laboral de este país, que requerirían considerar otros factores explicativos.

En segundo lugar se ha analizado si el coeficiente de Okun estimado, es decir, la sensibilidad del desempleo a la variación del PIB, recoge las diferentes características institucionales de cada mercado laboral. Para ello se eligieron tres países con mercados laborales claramente diferenciados. Así, para España, cuyo mercado laboral es reconocido por sufrir enormes ajustes en la cantidad de trabajadores contratados o despedidos en función de la evolución del ciclo económico, el coeficiente estimado es del -0,86 siendo uno de los más altos de la OCDE. Para Dinamarca, cuyo mercado laboral se caracteriza por el sistema de *flexiseguridad*, con una elevada flexibilidad salarial pero con altas compensaciones por desempleo y políticas activas de empleo, el coeficiente es mucho menor que el de España, un -0,38, y está ligeramente por debajo de las estimaciones que se han realizado para Estados Unidos (entre -0,4 y -0,5). Por último, Japón tiene un mercado laboral que se situaría en el extremo contrario al español en términos de sensibilidad del desempleo al PIB, con empleos que tradicionalmente se mantienen de por vida, sistemas de contratación que penalizan a aquellos trabajadores que se trasladan de una empresa a otra y una idiosincrasia que rechaza los despidos y la movilidad entre empresas. El coeficiente para Japón está en torno a -0,16 y es de los más bajos de la OCDE. Por tanto, se puede concluir que la ley de Okun es capaz de recoger las particularidades de estos diferentes mercados laborales, al menos en tanto que las diferencias son significativas.

En tercer lugar, respecto a la aplicación de la ley de Okun en la realización de previsiones, su aplicación para España en el período actual ha arrojado resultados limitados, errando en 0,5 puntos la tasa de paro predicha para el año 2012. Sin embargo, en las causas de esta desviación se puede destacar algún punto. Primero, que el modelo descrito de la ley de Okun es muy simple y su capacidad predictiva podría mejorar con la incorporación de otras variables explicativas, términos autorregresivos o dinámica en la especificación. Segundo, que en situaciones en las que las variables toman valores extremos, que no han tenido lugar en los años anteriores utilizados en la regresión, la estimación pierde capacidad para prever adecuadamente. Y tercero, que existen múltiples características específicas que el modelo tampoco recoge, unas ligadas a los mercados laborales en general, como es la consideración de una relación asimétrica, o la dependencia de la productividad y otras relacionadas con particularidades de la economía española, como la dualidad, la burbuja inmobiliaria, la inmigración o las políticas económicas llevadas a cabo en los últimos años.

En base a lo dicho anteriormente, puede concluirse que la ley de Okun ha demostrado tener una aceptable capacidad para recoger información sobre los mercados laborales de cada economía. Pero su capacidad para ser aplicable en el diseño de la política económica y la realización de previsiones exige que se complete con otros mecanismos econométricos y con un análisis económico que contemple factores históricos y cambios presentes que puedan influir en la forma en la que el desempleo finalmente responda al crecimiento del PIB.

## 6. REFERENCIAS

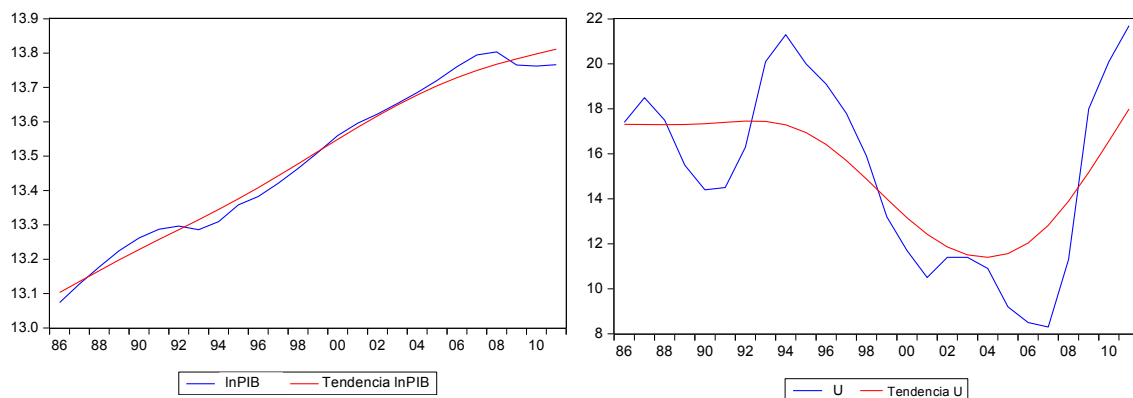
- Anca, I. (2012). "The Worlds Of Flexicurity-Labour Market Policies In Europe". *Annals of Faculty of Economics*, 1 (1), pp. 133-138, July.  
<http://anale.steconomieuoradea.ro/volume/2012/n1/018.pdf>
- Andersen M. T. and M. Svarer (2007). "Flexicurity – labour market performance in Denmark" *Economics Working Papers 2007-09*, School of Economics and Management, University of Aarhus.  
[http://ideas.repec.org/p/ces/ceswps/\\_2108.html](http://ideas.repec.org/p/ces/ceswps/_2108.html)
- Bajo-Rubio, O., C. Diaz-Roldan, and V. Esteve (2007). "Change of regime and Phillips curve stability: The case of Spain, 1964-2002" *Journal of Policy Modeling*, 29(3), pp. 453-462.  
[http://www.uclm.es/organos/vic\\_investigacion/gruposweb/inteconomics/pdf/phillipscurve.pdf](http://www.uclm.es/organos/vic_investigacion/gruposweb/inteconomics/pdf/phillipscurve.pdf)
- Ball, L., D. Leigh, and P. Loungani (2012). "Okun's law: Fit at 50?" *IMF Working Papers 13/10*, International Monetary Fund.  
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp1310.pdf>
- Comisión Europea (2012). "Evaluación del programa nacional de reforma y del programa de estabilidad de España para 2012" *Documento de trabajo de los servicios de la Comisión*. {COM(2012) 310 final}  
[http://ec.europa.eu/europe2020/pdf/nd/swd2012\\_spain\\_es.pdf](http://ec.europa.eu/europe2020/pdf/nd/swd2012_spain_es.pdf)
- Comisión Europea (2012). Previsiones de invierno.  
[http://ec.europa.eu/economy\\_finance/eu/forecasts/2013\\_winter\\_forecast\\_en.htm#documents](http://ec.europa.eu/economy_finance/eu/forecasts/2013_winter_forecast_en.htm#documents)
- Comisión Europea (2013). Previsiones de primavera.  
[http://ec.europa.eu/economy\\_finance/eu/forecasts/2013\\_spring/es\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/economy_finance/eu/forecasts/2013_spring/es_en.pdf)
- Doménech, R. y V. Gómez (2005). "Ciclo económico y desempleo estructural en la economía española". *Investigaciones Económicas*, 29(2), pp. 259-288.  
[http://www.uv.es/rdomenec/output/kalman\\_spain.pdf](http://www.uv.es/rdomenec/output/kalman_spain.pdf)
- FMI (2010). "Unemployment Dynamics during Recessions and Recoveries: Okun's Law and Beyond". Capítulo 3 de *World Economic Outlook*.  
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2010/01/pdf/c3.pdf>
- Garcia, G. (1998). "Unemployment and vacancies in Spain: Labour mismatch and active labour market policy". *ERSA conference papers ersa98p182*, European Regional Science Association.  
<http://www-sre.wu-wien.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa98/papers/182.pdf>
- Hamaaki, J., M. Hori, S. Maeda, and K. Murata (2011). "How Does the First Job Matter for an Individual's Career Life in Japan?" *CIS Discussion paper series 516*, Center for Intergenerational Studies, Institute of Economic Research,

- Hitotsubashi University.  
[http://hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp/rs/bitstream/10086/19281/1/pie\\_dp516.pdf](http://hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp/rs/bitstream/10086/19281/1/pie_dp516.pdf)
- Harris, R. and B. Silverstone (2001). "Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison". *Economics Bulletin*, 5 (2), pp. 1-13.  
<http://www.accessecon.com/pubs/EB/2001/Volume5/EB-01E00001A.pdf>
- Hashimoto, M. (1990). "Introduction". In *The Japanese Labor Market in a Comparative Perspective with the United States: A Transaction-Cost Interpretation*. Kalamazoo, MI: W.E. Upjohn Institute for Employment Research, pp. 1-11.  
[http://research.upjohn.org/up\\_bookchapters/97/](http://research.upjohn.org/up_bookchapters/97/)
- Hashimoto, M. (1993). "Aspects of Labor Market Adjustments in Japan". *Journal of Labor Economics*, 11(1), pp. 136-61.
- Hernández de Cos, P., M. Izquierdo y A. Urtasun (2011). "Una estimación del crecimiento potencial de la economía española". Documentos Ocasionales, n. 1104, Banco de España.  
<http://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeriad as/DocumentosOcasionales/11/Fich/do1104.pdf>
- Hodrick, E. and E. Prescott (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 1, pp. 1-16.  
<http://www0.gsb.columbia.edu/faculty/rhodrick/prescott-hodrick1997.pdf>
- Izquierdo, M., E. Ortega y A. Urtasun (2012). "Un análisis sectorial de la relación entre la actividad y el empleo". *Boletín Económico*, julio-agosto 2012, Banco de España.  
<http://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/InformesBoletinesRevistas/BoletinEconomico/12/Jul/Fich/be1207-art3.pdf>
- Jeon, Y. and M. Vernengo (2008). "Puzzles, Paradoxes, and Regularities: Cyclical and Structural Productivity in the United States (1950–2005)" *Review of Radical Political Economics Summer*, 40 (3), pp. 237-243.
- Knotek, E. II (2007). "How useful is Okun's law?" *Economic Review*, issue Q IV, pp. 73-103. <http://www.kansascityfed.org/Publicat/ECONREV/PDF/4q07Knotek.pdf>
- Lucas, R. E. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, pp. 19-46.
- Maza, A. and J. Villaverde (2007). "Okun's law in the Spanish regions". *Economics Bulletin* 18 (5), pp. 1-11.  
<http://www.accessecon.com/pubs/EB/2007/Volume18/EB-07R10005A.pdf>
- Maza, A. and J. Villaverde (2009). "The robustness of Okun's law in Spain, 1980–2004 Regional evidence". *Journal of Policy Modeling*, 31, pp. 289–297.

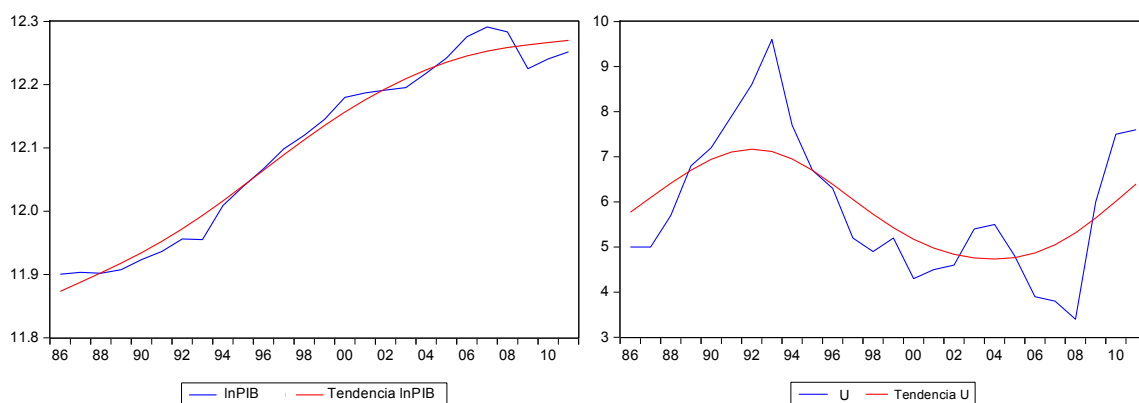
- OCDE (2006). *OECD Employment Outlook 2006*, OECD Publishing, Paris.  
<http://www.oecd.org/els/oecdemploymentoutlook-downloadableeditions1989-2011.htm>
- OCDE (2008a). *OECD Economic Surveys: Spain 2008*, OECD Publishing, Paris.  
<http://www.oecd.org/eco/economicsurveyofspain2008.htm>
- Okun, A. (1962). "Potential GNP: Its measurement and significance". In *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, pp. 98–104.  
<http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p01b/p0190.pdf>
- Rülke, J.C. (2012). "Do professional forecasters apply the Phillips curve and Okun's law? Evidence from six Asian-Pacific countries". *Japan and the World Economy*, 24(4), pp. 317-324.
- Silvapulle, P., I. Moosa and M. Silvapulle (2004). "Asymmetry in Okun's law". *Canadian Journal of Economics*, 37(2), pp. 353-374.
- Soegner, L. and A. Stiasny (2000). "A Cross-Country Study on Okun's Law". Working Papers geewp13, Vienna University of Economics and B.A.  
<http://www.wu.ac.at/inst/vw1/gee/papers/gee!wp13.pdf>
- Viren, M. (2001). "The Okun curve is non-linear". *Economics Letters*, 70(2), pp 253-257.  
<http://web.ntpu.edu.tw/~tsair/2Research/Papers/okun/The%20Okun%20Curve%20Is%20Non-linear.pdf>
- Wölf, A. and J. S. Mora-Sanguinetti (2011). "Reforming the Labour Market in Spain". *OECD Economics Department Working Papers*, No. 845, OECD Publishing, Paris.  
<http://dx.doi.org/10.1787/5kghtchh277h-en>

## ANEXO

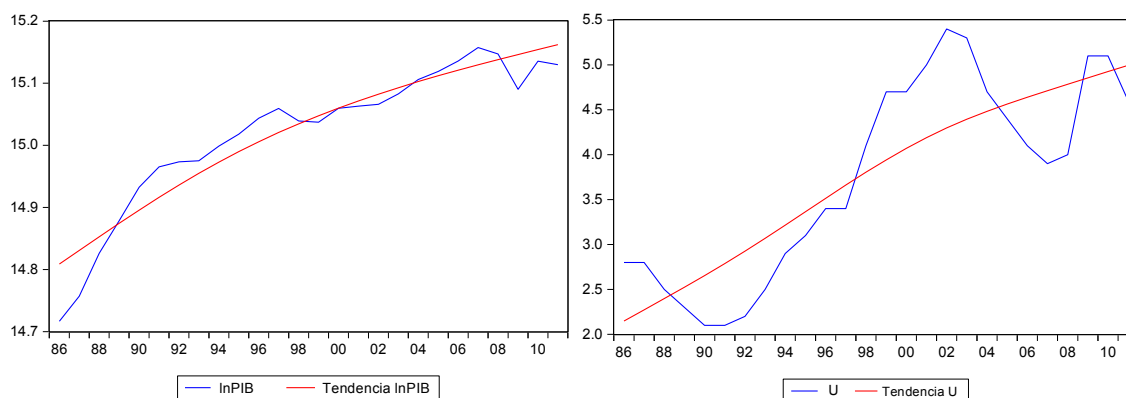
Gráficos A.1. y A.2. España: PIB, U, PIB potencial y U natural. ( $\lambda=100$ )



Gráficos A.3. y A.4. Dinamarca: PIB, U, PIB potencial y U natural. ( $\lambda=100$ )



Gráficos A.5. y A.6. Japón: PIB, U, PIB potencial y U natural. ( $\lambda=1000$ )



Cuadro A.1. Estimaciones de la ley de Okun (versión “niveles”) para diferentes valores de  $\lambda$

		Variable dependiente $U - U^*$		
Nº Observaciones: 26 (1986 - 2011)		España ( $\lambda=100$ )	Dinamarca ( $\lambda=100$ )	Japón ( $\lambda=1000$ )
Variable independiente $Y - Y^*$	Coefficiente	-0,922	-0,437	-0,100
	Estadístico t	-14,047	-8,529	-3,847
	R-cuadrado ajustado	0,888	0,744	0,372
	Durbin-Watson	1,116	1,188	0,332
	Error Estandar de la regresión	0,834	0,508	0,456